

Mindestlohneffekte des Entsendegesetzes?

**Eine Mikrodatenanalyse für die deutsche
Bauwirtschaft**

Marion König, Joachim Möller

Mindestlohneffekte des Entsendegesetzes?

Eine Mikrodatenanalyse für die deutsche Bauwirtschaft

Marion König, Joachim Möller

Auch mit seiner neuen Reihe „IAB-Discussion Paper“ will das Forschungsinstitut der Bundesagentur für Arbeit den Dialog mit der externen Wissenschaft intensivieren. Durch die rasche Verbreitung von Forschungsergebnissen über das Internet soll noch vor Drucklegung Kritik angeregt und Qualität gesichert werden.

Also with its new series "IAB Discussion Paper" the research institute of the German Federal Employment Agency wants to intensify dialogue with external science. By the rapid spreading of research results via Internet still before printing criticism shall be stimulated and quality shall be ensured.

Mindestlohneffekte des Entsendegesetzes? - Eine Mikrodatenanalyse für die deutsche Bauwirtschaft

Marion KÖNIG
Joachim MÖLLER*

Oktober 2007

Zusammenfassung

Der vorliegende Aufsatz untersucht anhand von Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik die Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelungen, die durch das Entsendegesetz für alle gewerblichen Arbeiter im deutschen Baugewerbe im Jahr 1997 in Kraft traten. Angewendet wird ein Differenz-von-Differenzen Ansatz. Wir entwickeln eine Methode, die trotz fehlender Information über geleistete Arbeitsstunden eine Identifikation des Effekts erlaubt. Im Unterschied zu anderen Untersuchungen wird die Größe von Treatment- und Kontrollgruppe nicht exogen vorgegeben, sondern nach dem Maximum-Likelihood-Kriterium bestimmt. Unsere Ergebnisse zeigen für das Bauhauptgewerbe, sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland, positive Lohneffekte der Mindestlohnregelung. Bezüglich der Beschäftigungswirkung ergeben sich negative Effekte für Ostdeutschland, positive, statistisch allerdings nicht bzw. nur schwach signifikante Effekte für Westdeutschland.

Stichworte:

Mindestlöhne, Baugewerbe, Differenz-von-Differenzen Ansatz.

JEL-Klassifikation: J31, J38

*Wir möchten uns bei den TeilnehmerInnen des 6. und 7. Arbeitstreffens des Schwerpunktprogramms 1169, der CAPE 2007 in Nürnberg sowie des Ökonometrischen Seminars der Universität Regensburg ebenso wie bei Hans Ludsteck und Achim Schmillen für hilfreiche Kommentare und Anregungen zu einer Vorläuferversion dieses Papiers bedanken. Die Verantwortung für verbleibende Fehler liegt selbstverständlich bei den Autoren. Die Untersuchung entstand im Rahmen des Forschungsprojekts MO523/41 "Flexibilität der Lohnstruktur, Ungleichheit und Beschäftigung", das die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) im Rahmen ihres Schwerpunktprogramms 1169 (Flexibilisierungspotenziale bei heterogenen Arbeitsmärkten) finanziell fördert. Die im Aufsatz benutzten Daten wurden durch das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) zur Verfügung gestellt. Adresse der Autoren: Institut für Volkswirtschaftslehre einschl. Ökonometrie, Universität Regensburg, Universitätsstraße 31, 93053 Regensburg. E-Mail: marion.koenig@wiwi.uni-regensburg.de bzw. joachim.moeller@iab.de

1 Einleitung

Verglichen mit anderen OECD-Ländern wird in Deutschland eine intensive Debatte über die Einführung eines Mindestlohns erst seit relativ kurzer Zeit geführt. Die Positionen reichen dabei von einer strikten Ablehnung einer staatlichen Einflussnahme im Niedriglohnbereich bis hin zur Forderung einer allgemeinen gesetzlichen Lohnuntergrenze, die einen erheblichen Teil der abhängig Beschäftigten betreffen würde. Vorgeschlagene Zwischenformen sehen bei der Festlegung des Mindestlohns eine Differenzierung nach Regionen, Branchen oder Alter vor. Nach den Kompromissbeschlüssen der Großen Koalition im Juni 2007 kann nun die Ausweitung des Entsendegesetzes, das branchenspezifische Mindestentgeltsätze für inländische und für aus dem Ausland entsandte Arbeitnehmer ermöglicht, als wahrscheinlichste Umsetzung eines Mindestlohnkonzepts in Deutschland gelten.

Die wirtschaftspolitische wie akademische Kontroverse entzündet sich in erster Linie an den möglichen Beschäftigungswirkungen einer Mindestlohnreglung. Die theoretische Analyse führt, wie spätestens seit Card und Krueger (1995) bekannt ist, zu keiner eindeutigen Aussage. Auf der einen Seite steht die neoklassische Vorstellung des Arbeitsmarktes als Wettbewerbsmarkt. Auf einem solchen bringt ein Mindestlohn, der über dem Marktgleichgewichtslohn liegt, zwangsläufig Arbeitslosigkeit hervor. Auf der anderen Seite existieren Theorien, die, in der einen oder anderen Form, Marktmacht der Arbeitgeber postulieren. Firmen mit Monopsonmacht auf dem Arbeitsmarkt fragen im Verhältnis zur Wettbewerbssituation weniger Beschäftigung nach und zwingen die Arbeitnehmer auf die Angebotskurve. Es kommt damit zu einer Entkoppelung von Lohn und Wertgrenzproduktivität. Ein Mindestlohn kann in einer solchen Situation einen Impuls zu mehr Beschäftigung geben, sofern er unterhalb des Marktgleichgewichtslohns bleibt. Kritisch lässt sich allerdings an dieser Stelle einwenden, dass die Vorstellung einer klassischen Monopsonsituation in der Realität kaum anzutreffen sein dürfte. Neuere Theorien (z.B. Manning (2003a), Manning (2003b)) modifizieren deshalb die Argumentation, ohne den Grundgedanken des Monopson-Ansatzes aufzugeben. Entscheidend ist, dass die Marktmacht der Arbeitgeber anders begründet wird als in der konventionellen Theorie. Je segmentierter, differenzierter und intransparenter der Arbeitsmarkt ist, so etwa Mannings Grundüberlegung, desto dürftiger wird

das für einen einzelnen Arbeitnehmer relevante Angebot an Jobs. In solchermassen “ausgedünnten” Segmenten des Arbeitsmarktes (*thin labour markets*) können sehr wohl auch kleinere Unternehmen über Marktmacht verfügen. Insbesondere dann, wenn Marktzutrittskosten auf Seiten der Unternehmen existieren und generell Unterbeschäftigung herrscht, ist von einer Verfestigung monopsonartiger Strukturen auszugehen.

Die in der geschilderten Weise erneuerte Monopsontheorie liefert einen zweifellos ernstzunehmenden Gegenentwurf zur neoklassischen Sicht, der völlig andere Implikationen aufweist. Wegen der somit bestehenden Ambivalenz der theoretischen Aussagen ist die Frage der Beschäftigungswirkung einer Mindestlohnregelung deshalb letztlich empirisch zu entscheiden. Eine umfangreiche internationale Literatur widmet sich diesem Thema. Besonders für die USA und das Vereinigte Königreich existieren viele Studien, die die Auswirkungen von Mindestlöhnen beleuchten. Die meisten Untersuchungen haben positive Lohneffekte für Personen mit Löhnen am unteren Ende der Lohnverteilung zum Ergebnis. Bezüglich der Beschäftigungseffekte sind die Resultate hingegen uneinheitlich. Bis Anfang der neunziger Jahre wurden – zumeist unter Verwendung von Zeitreihenmodellen mit aggregierten Daten – vorwiegend negative Beschäftigungseffekte gefunden. Verbesserte Schätzmethoden sowie die Verwendung von Mikrodaten ließen zunehmend Zweifel an der Eindeutigkeit dieses Resultats aufkommen. Card und Krueger (1994), Card und Krueger (1995) und Card und Krueger (2000) für die USA, Machin und Manning (1994), Dickens und Draca (2005) und Stewart (2004) für England und Dolado et al. (1996) für Frankreich weisen in ihren Studien keine bzw. sogar signifikant positive Beschäftigungseffekte aus. Umgekehrt finden zum Beispiel Burkhauser et al. (2000) und Neumark und Wascher (2000) für die USA, Machin und Wilson (2004) und Machin et al. (2003) für England und Abowd et al. (1999) für Frankreich weiterhin negative Beschäftigungseffekte, die tendenziell allerdings schwächer sind als die in früheren Studien ausgewiesenen.¹ Festzuhalten bleibt also, dass die internationale empirische Literatur im Hinblick auf die ökonomischen Effekte von Mindestlöhnen keine klaren Antworten liefert. Vieles deutet darauf hin, dass die konkrete Ausgestaltung der Mindestlohnbedin-

¹Eine ausführliche Übersicht hierzu bieten insbesondere Brown (1999), Neumark und Wascher (2006) sowie Metcalf (2007).

Einen experimentellen Ansatz zur Untersuchung von Mindestlohneffekten auf Verhaltensweisen von Betroffenen und deren Fairnessvorstellungen verfolgen Falk et al. (2006).

gungen sowie die herrschenden ökonomischen und institutionellen Rahmenbedingungen im jeweiligen Land ausschlaggebend für Wirkungsrichtung und Ausmaß der Mindestlohneffekte sind.

Als Basis für eine einschlägige Untersuchung in Deutschland bietet sich die Mindestlohnregelung für das Baugewerbe in Zusammenhang mit dem Arbeitnehmerentsendegesetz von 1996 an.² Überraschenderweise gibt es noch keine empirischen Studien dazu. Ziel dieses Aufsatzes ist es, diese Lücke zu schließen, um die andauernde und teilweise ideologisch geführte Diskussion über die Einführung eines allgemeinen Mindestlohnes in Deutschland durch die wissenschaftliche Analyse eines Fallbeispiels zu versachlichen. Mit Hilfe von mikroökonomischen Methoden soll dabei der Einfluss der Mindestlohneinführung 1997 im deutschen Bauhauptgewerbe auf das Lohnwachstum und die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit von Niedriglohnarbeitern bestimmt werden. Die Betrachtung erfolgt getrennt für West- und Ostdeutschland.

Als Quasi-Experiment ist die branchenspezifische Mindestlohneinführung zur Untersuchung der ökonomischen Effekte gut geeignet, da Perioden vor und nach der Mindestlohneinführung mit Hilfe des Differenz-von-Differenzen Ansatzes verglichen werden können. Verwendet werden dabei Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik des IAB. Eine gewisse Komplikation ergibt sich aus dem Fehlen quantitativer Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden in dieser Datenbasis. Als mögliche Lösung des Problems schlagen wir eine Abgrenzung zwischen der Gruppe der vom Mindestlohn Betroffenen und der Kontrollgruppe mit Hilfe eines Wahrscheinlichkeitsarguments vor.

Unsere Studie gliedert sich wie folgt. Der nächste Abschnitt beschreibt die Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung in Deutschland. In Abschnitt 3 wird die angewendete Methode dargestellt. Abschnitt 4 enthält die Datenbeschreibung. Bevor in Abschnitt 6 die Vorstellung und Diskussion der Ergebnisse erfolgt, widmet sich Abschnitt 5 der deskriptiven Evidenz. Eine Zusammenfassung der Ergebnisse sowie die daraus zu ziehenden Schlussfolgerungen finden sich in Abschnitt 7.

²Seit Juli 2007 gilt das Arbeitnehmerentsendegesetz auch für das Gebäudereinigerhandwerk.

2 Die Rahmenbedingungen der Mindestlohneinführung in der Bauwirtschaft

Wie viele andere Branchen in Deutschland konnte sich auch die Bauwirtschaft der Internationalisierung nicht verschließen. Nicht nur Migrationsbewegungen und das Wachstum der Schattenwirtschaft, sondern auch Entsendungen von Arbeitnehmern aus Staaten der (erweiterten) EU, die teilweise erhebliche Lohnkostenvorteile aufweisen, haben den Preisdruck auf die deutsche Bauwirtschaft verschärft. Als Konsequenz dieser Entwicklung wurde 1996 das aufgrund seiner durchaus auch protektionistischen Motivation ordnungspolitisch nicht unumstrittene Gesetz über zwingende Arbeitsbedingungen bei grenzüberschreitenden Dienstleistungen (Arbeitnehmerentsendegesetz, AEntG)³ mit der Mindestlohnregelung eingeführt. Damit sollten Umgehungen der deutschen Mindestarbeitsbedingungen und tatsächliche oder vermeintliche Wettbewerbsverzerrungen durch billigere ausländische Subunternehmer in der deutschen Baubranche eingedämmt werden. Bis dahin unterlagen die Subunternehmer nämlich nur den Regelungen ihres Heimatlandes. Das Gesetz verpflichtet nun die entsendenden Betriebe, den entsandten Beschäftigten die gleichen Arbeitsbedingungen zu garantieren, welche im Gastland vorherrschen, und die für allgemeinverbindlich erklärten Tarifverträge in Bezug auf Mindestlohn- und Urlaubsregelungen anzuwenden.

Der von den Tarifparteien ausgehandelte Mindestlohn trat zum 01.01.1997 nach der Allgemeinverbindlicherklärung durch die Regierung in Kraft und war somit für alle inländischen und ausländischen Arbeiter⁴ ebenso wie für sämtliche Firmen der Bauwirtschaft gültig, ohne dass es dabei auf eine Zugehörigkeit zu den Tarifparteien ankam.⁵ Der Mindestentgeltsatz betrug 17 DM in den alten und 15,64 DM in den neuen Bundesländern. Nach weiteren Verhandlungen zwischen Gewerkschaft und Arbeitgeberverbänden im Laufe des Jahres 1997 kam es zu einer Revision dieser Sätze, in deren Folge der Mindestlohn zum 01.09.1997 in

³Eine Entsenderichtlinie wurde Ende 1996 auf europäischer Ebene verabschiedet, die als Grundlage für die nationalen Gesetze dienen sollte.

⁴Ausgenommen sind neben den Angestellten auch Auszubildende; weitere Einschränkungen siehe unten.

⁵Die Rechtsverbindlichkeit des Mindestlohnes in der Baubranche folgt aus §1 Abs.1 und 3a AEntG in Verbindung mit §1 der Verordnung über zwingende Arbeitsbedingungen im Baugewerbe (BauArbbV).

Westdeutschland auf 16 DM und in Ostdeutschland auf 15,14 DM fiel.

Das Gesetz sieht einschneidende Sanktionen bei Verstößen gegen das Entsendegesetz und somit auch den Mindestlohn vor. Grundsätzlich können Geldbußen bis zu einer Million DM verhängt werden, wobei jedoch davon auszugehen ist, dass nicht jeder Verstoß aufgedeckt wird und damit geahndet werden kann. Gerade die Bauwirtschaft gehört zu den am häufigsten von illegaler Beschäftigung betroffenen Sektoren. Auch Praktiken wie falsche Stundenangaben, um die Mindestlohnvorgaben scheinbar einzuhalten, sind nicht auszuschließen. Eine Kontrolle, die der Bundesagentur für Arbeit und dem Zollamt obliegt, kann aufgrund der Unübersichtlichkeit von regionalen Zuständigkeiten und häufig wechselnden Arbeitsorten nur unvollkommen gewährleistet werden.

Die statistische Klassifikation zum Zeitpunkt des Inkrafttretens des Entsendegesetzes gliedert die Baubranche in das *Bauhauptgewerbe* und das *Ausbaugewerbe*. Diese Trennung spiegelt sich auch in den für die Untersuchung verwendeten Daten (vgl. Abschnitt 4) wider. Zu beachten ist, dass für alle dem Bauhauptgewerbe zugehörigen Firmen die obengenannten Mindestlohnsätze in strikter Form verbindlich waren, während es bei den Firmen des Ausbaugewerbes eine Reihe von Ausnahmen gab. So galten bzw. gelten spezielle Mindestlöhne beispielsweise für das Dachdeckerhandwerk, das Elektrohandwerk (bis 2003), das Maler- und Lackiererhandwerk (ab 2003) und das Abbruchgewerbe. Die Zuordnung einer Firma erfolgt dabei nach ihrer „Haupttätigkeit“, wobei die Klassifikation vermutlich gewisse Spielräume eröffnet. Die Uneinheitlichkeit der Regelungen für das Ausbaugewerbe könnte zu einer Verwässerung der Ergebnisse für diesen Wirtschaftszweig beitragen, weshalb wir uns in dieser Studie auf das Bauhauptgewerbe beschränken.

3 Schätzstrategie

3.1 Differenz-von-Differenzen Ansatz

In der nachfolgenden Untersuchung sollen Effekte der Mindestlohneinführung auf das Lohnwachstum und die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit von Arbeitnehmern analysiert werden, die unter die Mindestlohnregelungen im Rahmen des

Entsendegesetzes fallen. Aufgrund des zur Verfügung stehenden Paneldatensatzes und der Umstände der Mindestlohneinführung als „Quasi-Experiment“ bietet sich hier die Anwendung der Differenz-von-Differenzen Methode an.⁶ Um die Auswirkungen der Einführung einer Lohnuntergrenze auf die Betroffenen identifizieren zu können, wird eine Kontrollgruppe benötigt. Diese sollte aus Personen bestehen, die nicht von den Mindestlohnregelungen tangiert sind, ansonsten aber möglichst gleiche Eigenschaften bzw. Beschäftigungsbedingungen wie die Betroffenen aufweisen, so dass die Annahme gerechtfertigt erscheint, dass sich ohne Mindestlohneinführung Löhne und Beschäftigung beider Gruppen gleich entwickelt hätten. Es liegt auf der Hand, – wie auch in der Literatur üblich, – als Kontrollgruppe Arbeitnehmer zu wählen, deren Verdienste zwar oberhalb des Mindestlohnniveaus liegen, jedoch nicht allzu weit davon entfernt sind.

Die Differenz-von-Differenzen Methode vergleicht den Zustand der betroffenen Gruppe (*Treatmentgruppe*) mit dem Zustand der Kontrollgruppe jeweils vor und nach der Mindestlohneinführung. Formal kann dies als Differenz zweier Differenzen dargestellt werden:

$$\delta = (y_2^{T=1} - y_1^{T=1}) - (y_2^{T=0} - y_1^{T=0}). \quad (1)$$

T ist hier eine (0,1) Dummy-Variable und bezeichnet die Gruppenzugehörigkeit ($T = 1$ für die Treatment- und $T = 0$ für die Kontrollgruppe). Die erste Differenz entspricht der Veränderung im Zustand der Treatmentgruppe vor (Periodenindex=1) und nach der Mindestlohneinführung (Periodenindex=2). Die zweite gibt diese Veränderung für die Kontrollgruppe in diesem Zeitraum an. Aus der Differenz errechnet sich dann der reine Treatmenteffekt des Mindestlohnes, δ .

Ein einfacher Differenz-von-Differenzen Ansatz zur Schätzung des Treatmenteffekts hat die Form

$$y_{it} = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta(T_i t_i) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

wobei α eine Konstante darstellt und der Koeffizient β einen spezifisch auf die Treatmentgruppe wirkenden festen Effekt angibt. Demgegenüber bezeichnen γ einen zeitspezifischen Effekt und ε_{it} einen Fehlerterm mit den üblichen Eigenschaften. Im Ansatz wird unterstellt, dass der zugrunde liegende Zeittrend sich

⁶Siehe Angrist und Krueger (1999) oder Heckman et al. (1999) für eine detaillierte Darstellung und Diskussion dieser Schätzmethodik.

für die beiden Gruppen nicht unterscheidet. Die Voraussetzung des Ansatzes wäre also verletzt, wenn ohne Mindestlohneinführung die Entwicklung der Zustände in der Treatment- und der Kontrollgruppe nicht gleichförmig verliefen.⁷ Eine weitere Annahme dieses Ansatzes besteht darin, dass die Mindestlohneinführung keinen Einfluss auf die Kontrollgruppe besitzt. Entscheidend für die Interpretation ist der Koeffizient des Interaktionsterms, δ . Dieser bildet den „wahren“ Treatmenteffekt ab und entspricht der Darstellung in Gleichung (1).

3.2 Die Modellierung der fehlenden Arbeitszeitinformation

Typischerweise wird in der Literatur ein Vergleich zwischen dem individuellen Stundenlohn in der Periode vor der Mindestlohneinführung mit dem in der darauffolgenden Periode in Kraft getretenen Mindestlohn angestellt, um so die Treatmentgruppe identifizieren zu können.⁸ Wie bereits in der Einleitung erwähnt, enthält der hier verwendete Datensatz zwar qualitative Information über die Arbeitszeit (Teilzeit, Vollzeit), jedoch keine quantitativen Angaben über geleistete Arbeitsstunden und somit auch nicht über den Stundenlohn. Die übliche empirische Methodik zur Untersuchung von Mindestlohneffekten kann in unserem Kontext nur unter einschränkenden Bedingungen angewendet werden. Streng genommen muss dabei unterstellt werden, dass alle vollzeitbeschäftigten Arbeiter dieselbe Anzahl an Arbeitsstunden geleistet haben. Gerade für das Baugewerbe mit seinen branchenspezifischen Besonderheiten wie etwa der starken Wetter- und Konjunkturabhängigkeit erscheint eine solche Annahme gewagt. In einem weniger strikten Sinn hat die Vernachlässigung der individuellen Stundenvariation die Fehlzurordnung von Personen zur Treatment- bzw. Kontrollgruppe zur Folge. Sofern diese Fehlzurordnung in vergleichsweise geringem Umfang erfolgt, wäre zu erwarten, dass die Unterschiede zwischen beiden Gruppen zwar abgeschwächt, nicht aber vollständig nivelliert werden. Allerdings lässt sich das Ausmaß, in dem die Gruppeneinteilung kontaminiert wird, dabei nicht näher untersuchen. In einem Alternativansatz werden wir deshalb das Fehlen der Stundeninformation in der Modellierung selbst berücksichtigen. Im Folgenden soll der Sachverhalt formalisiert werden.

⁷Naturgemäß lässt sich diese Grundannahme nicht testen.

⁸Vergleiche hierfür u.a. Stewart (2004).

Der fiktive Stundenlohn, W_{it}^* , stellt die Bezahlung pro Stunde dar, die ein Arbeiter erhielte, wäre kein Mindestlohn eingeführt worden. Als Bedingung, dass ein Individuum i zum Zeitpunkt t unter das Mindestlohnregime fällt, muss

$$W_{it}^* \leq W_t^{min} \quad (3)$$

erfüllt sein, wobei W_t^{min} den zum Zeitpunkt t gültigen Mindestlohn bezeichnet. Der fiktive Tageslohn Y_{it}^* ergibt sich aus $Y_{it}^* = W_{it}^* H_{it}^*$, wobei H_{it}^* den beim Lohnsatz W_{it}^* kalendertäglich gearbeiteten Stunden entspricht. Die Bedingung, vom Mindestlohn betroffen zu sein, kann folgendermaßen umgeschrieben werden:

$$Y_{it}^* \leq W_t^{min} H_{it}^*. \quad (4)$$

Für das weitere Vorgehen sind mehrere Annahmen zu treffen:

A1: Die Einführung des Mindestlohns hat keine Auswirkung auf die gearbeiteten Stunden: $H_{it}^* = H_{it}$.

A2: Die gearbeiteten Stunden pro Tag lassen sich durch

$$H_{it} = \tilde{C} + \bar{H}_t + \tilde{\eta}_{it} \quad (5)$$

beschreiben. Hierbei bezeichnet \bar{H}_t die Normalarbeitszeit, d.h. die vertraglich vereinbarten Arbeitsstunden einschließlich der durchschnittlichen Überstunden pro Tag. Die Normalarbeitszeit kann aus verfügbaren Statistiken entnommen werden.⁹ Die Konstante \tilde{C} trägt einem möglichen systematischen Fehler in der Erfassung der tatsächlichen Arbeitszeiten Rechnung, und die individuelle Variation in den Tagesarbeitsstunden sowie potenzielle Messfehler werden durch den Fehlerterm $\tilde{\eta}_{it}$ mit $E(\tilde{\eta}_{it}) = 0$ und $\text{Var}(\tilde{\eta}_{it}) = \sigma_{\tilde{\eta}}^2$ abgefangen.

Beachtung von A1 und Einsetzen von (5) in (4) ergibt

$$\begin{aligned} Y_{it}^* \leq W_t^{min} H_{it} &= W_t^{min} (\tilde{C} + \bar{H}_t + \tilde{\eta}_{it}) \\ &= C + \bar{Y}_t^{min} + \eta_{it}. \end{aligned} \quad (6)$$

Hierbei ist $\bar{Y}_t^{min} := \bar{H}_t W_t^{min}$ das Tagesentgelt eines Mindestlohnempfängers bei Normalarbeitszeit, für die Konstante gilt $C := \tilde{C} W_t^{min}$ und für den Fehlerterm $\eta_{it} := W_t^{min} \tilde{\eta}_{it}$.

⁹Vergleiche hierzu Tabelle 1.

Ferner sei definiert $Z_{it} := (Y_{it}^* - \bar{Y}_t^{min} - C) / \sigma_\eta$, wobei σ_η die Standardabweichung des Fehlerterms bezeichnet. Es sei Z_{it} die Realisation einer Zufallsvariablen Z mit kumulierter Dichtefunktion $F(\cdot)$. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Individuum i im Zeitpunkt t dem Mindestlohnregime unterliegt, lässt sich berechnen als

$$\pi_{it}^{min} = \Pr(Z < 0 | Z_{it}) = 1 - F(Z_{it}). \quad (7)$$

Falls beispielsweise Y_{it}^* sehr klein (groß) ist, so wird auch Z_{it} klein (groß) sein. In ersten Fall geht dann die Wahrscheinlichkeit, dem Mindestlohnregime zu unterliegen, gegen eins, im zweiten gegen null.

Zwei weitere alternative Annahmen beziehen sich auf die Verteilung von Z . In der ersten wird unterstellt, dass der Fehlerterm in (6) verschwindet, d.h. $\eta_{it} = 0$ für alle i und t :

A3: Zusätzlich zu A1 und A2 gilt, dass die Arbeitszeit von vollzeitbeschäftigten Arbeitnehmern nicht individuell differiert.

Eine weniger restriktive Annahme lässt eine Variation der Stundenvariable zu, unterstellt dabei aber eine spezifische Verteilung:

A4: Zusätzlich zu A1 und A2 folgt die Zufallsvariable Z einer Standardnormalverteilung.

Wird in einem statischen Modell ein generelles Lohnwachstum vernachlässigt, so kann die naturgemäß nicht unmittelbar beobachtbare Differenz $Y_{it}^* - \bar{Y}_t^{min}$ durch die Differenz zwischen dem beobachteten Verdienst in der Vorperiode, $Y_{i,t-1}$, und dem Verdienst bei unterstelltem Mindestlohn in der aktuellen Periode, \bar{Y}_t^{min} , ersetzt werden. In einem dynamischen Umfeld, wie es für den hier verwendeten Differenz-von-Differenzen Ansatz vorliegt, ist es erforderlich, den Mindestlohn mit Hilfe der durchschnittlichen Jahreswachstumsrate in die jeweilige Periode vor der Einführung hineinzuprojizieren.

3.3 Schätzansatz

Im Folgenden soll der Einfachheit halber zunächst von Annahme A3 ausgegangen werden. In diesem Ansatz ist die Konstante C unbekannt. Liegt C fest, so kann

der obere Wert für die Tagesentgelte, Y_t^T , berechnet werden, der die Treatmentgruppe von der Kontrollgruppe trennt. Offen wäre dann noch die Festlegung der Kontrollgruppe. Konkret ist ein kritischer Wert, Y_t^K , zu bestimmen, der die Kontrollgruppe von den übrigen Beobachtungen abgrenzt. Zusammenfassend ergibt sich für die Zuordnung in Periode t :

$$\begin{aligned} Y_{i,t-1} \leq Y_{t-1}^T = C + \bar{Y}_{t-1}^{min} &\rightarrow \text{Treatmentgruppe} \\ Y_{t-1}^T < Y_{i,t-1} \leq Y_{t-1}^K &\rightarrow \text{Kontrollgruppe} \\ Y_{i,t-1} > Y_{t-1}^K &\rightarrow \text{Restgruppe.} \end{aligned}$$

Die Unbekannten C (bzw. Y_t^T) und Y_t^K lassen sich mit Hilfe eines Maximum-Likelihood-(ML-)Verfahrens schätzen.¹⁰

Es sollte darauf hingewiesen werden, dass aufgrund der fehlenden Informationen über die Arbeitsstunden die Annahme der Differenz-von-Differenzen Methode verletzt wird, derzufolge eine Mindestlohneinführung keine Effekte auf die Kontrollgruppe hat. Mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit unterliegen auch die Individuen außerhalb der Treatmentgruppe dem Mindestlohnregime. Dieser Sachverhalt wird im vereinfachten Ansatz zur Gruppenunterteilung auf Basis von A3 vernachlässigt. Signifikante Effekte sollten aber auch in diesem Fall sichtbar sein, wenn für eine genügend hohe Anzahl von Beobachtungen die Wahrscheinlichkeit einer bestimmten Gruppenzugehörigkeit ausreichend groß ist.

Wird die weniger einschränkende Annahme A4 gewählt, so ist als zusätzlicher Parameter die unbekannte Größe σ_η zu schätzen. Ist diese ermittelt, so lässt sich für jede individuelle Beobachtung eine Wahrscheinlichkeit errechnen, mit der die betreffende Person unter das Mindestlohnregime fällt bzw. der Kontrollgruppe angehört. Auf dieser Basis führen wir eine gewichtete Schätzung durch, die die individuellen Wahrscheinlichkeiten der Gruppenzugehörigkeit entsprechend berücksichtigt. Die Ergebnisse für die Schätzung unter der Annahme A4 werden dann mit denen des einfachen Ansatzes verglichen, um eine Vorstellung von der Robustheit der Verfahren zu erhalten.

Für die Untersuchung des Lohnwachstums werden nur Beobachtungen von Individuen verwendet, die zum Stichtag 30. Juni in den Jahren 1994, 1995, 1996

¹⁰Aufgrund von Diskontinuitäten in der Likelihood-Funktion wurde für die Optimierung ein *Grid-Search*-Ansatz gewählt.

und 1997 beschäftigt waren. In den Differenz-von-Differenzen Ansatz fließen somit die Lohnwachstumsraten zwischen 1994 und 1995, 1995 und 1996 sowie 1996 und 1997 ein, wobei sich die letztere auf den Zeitraum bezieht, in welchem der Mindestlohn eingeführt wurde.¹¹

Der Ansatz für die Lohngleichung lässt sich formal wie folgt darstellen:

$$\begin{aligned}\Delta \ln Y_{it} = & \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 DR_{it} + \alpha_3 D97_{it} + \\ & + \alpha_4 DT D97_{it} + \alpha_5 D95_{it} + \alpha_6 WZ1_{it} + \alpha_7 WZ2_{it} + \\ & + \alpha_8 WZ1_{i,t-1} + \alpha_9 WZ2_{i,t-1} + \varepsilon_{it}.\end{aligned}\tag{8}$$

Die Dummy-Variable DT (DR) nimmt den Wert 1 an, wenn das Individuum i der Treatmentgruppe (bzw. der Restgruppe) zugeordnet wird, andernfalls 0. Die Kontrollgruppe fungiert hier als Referenzgruppe. Während \mathbf{X}_{it} einen Zeilenvektor mit Kontrollvariablen darstellt, zeigt die (0,1) Dummy-Variable $D97_{it}$ den Einfluss des Jahres 1997, das Jahr der Mindestlohneinführung, auf. Da gerade das Baugewerbe von saisonalen Beschäftigungsschwankungen betroffen ist, wurden in den Schätzansatz noch Variablen eingefügt, die für die Winterarbeitszeit kontrollieren sollen. Die Variablen $WZ1$ und $WZ2$ geben jeweils die individuelle Dauer der Beschäftigung in den Wintermonaten Januar bis März bzw. November bis Dezember wieder, sie sind somit ein Indikator für die Kontinuität des Beschäftigungsverhältnisses. Gleichung (8) enthält $WZ1$ und $WZ2$ als verzögerte und unverzögerte Werte. Zum einen sollen die Variablen besondere Effekte auf das Lohnwachstum für Arbeiter abfangen, die auch während der Winterarbeitszeit beschäftigt waren, zum anderen den Wirkungen gesetzlicher Regelungen in Bezug auf Winterarbeit bzw. zur Vermeidung von Winterarbeitslosigkeit gerecht werden.

Der Einfluss des Mindestlohns auf das Lohnwachstum der Treatmentgruppe wird durch den Differenz-von-Differenzen Schätzer α_4 wiedergegeben. Unter der Annahme eines allgemeinverbindlichen Mindestlohns würde man im Jahr 1997 für

¹¹Die Berechnung der Lohnwachstumsraten wurde auf den Mittelpunkt der jeweiligen Beschäftigungsspiels bezogen. In gleicher Weise wurde der Mindestlohn von 1997 mit Korrektur um das mittlere Lohnwachstum in das Jahr 1996 hineinprojiziert (vergleiche Abschnitt 3.2). Für die Schätzung wurde jeweils ein Prozent der Beobachtungen mit den niedrigsten und den höchsten Lohnwachstumsraten nicht berücksichtigt, um Verzerrung durch Ausreißer zu vermeiden. Des Weiteren wurden Individuen mit Löhnen oberhalb der Bemessungsgrenze aus dem Datensatz entfernt. Vergleiche hierzu Abschnitt 4.

die Treatment-Gruppe ein höheres Lohnwachstum als für die Kontrollgruppe erwarten, da der Lohn der von der Einführung betroffenen Gruppe stärker steigen muss, um die neue gesetzliche Untergrenze zu erreichen. Ist der Koeffizient α_4 signifikant positiv, so ist daraus zu schließen, dass die Löhne der Personen in der Treatmentgruppe aufgrund der Mindestlohneinführung im Jahr 1997 tatsächlich eine höhere Steigerungsrate aufweisen.

Der Effekt der Mindestlohneinführung auf die Beschäftigung wird gemessen an der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit eines Individuums i in Abhängigkeit von seiner Gruppenzugehörigkeit. Es wird also die konditionale Wahrscheinlichkeit berechnet, dass ein zum Zeitpunkt $t - 1$ beschäftigtes Individuum i der Treatmentgruppe auch noch zum Zeitpunkt t beschäftigt ist. Dafür wurde der Beschäftigungsstatus zum Stichtag 30. Juni herangezogen.¹² Das dafür verwendete Logit-Modell hat folgende Form:

$$\begin{aligned} P(e_{it} = 1 | e_{i,t-1} = 1) = & \Lambda [\mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 DR_{it} + \\ & + \alpha_3 D97_{it} + \alpha_4 DT D97_{it} + \alpha_5 D95_{it} + \\ & + \alpha_6 WZ1_{i,t-1} + \alpha_7 WZ2_{i,t-1} + \varepsilon_{it}], \end{aligned} \quad (9)$$

wobei e_{it} den Beschäftigungsstatus des Individuums i zum Zeitpunkt t angibt. Die Variable nimmt bei Beschäftigung den Wert 1 an, bei Arbeitslosigkeit hingegen den Wert 0.¹³ Eine Antwort auf die Frage, ob ein Individuum in der Treatmentgruppe durch den Mindestlohn einem höheren Risiko ausgesetzt ist, den Arbeitsplatz zu verlieren, gibt der marginale Effekt des Koeffizienten α_4 . Dieser stellt den Differenz-von-Differenzen Schätzer dar.

Da er sich auf zwei binäre interagierende Variablen bezieht, wird der mit $IE(\alpha_4)$ bezeichnete marginale Effekt des Interaktionsterms durch doppelte Differenzbildung berechnet:

$$\begin{aligned} IE(\alpha_4) = & [\Lambda(DT = 1, D97 = 1) - \Lambda(DT = 1, D97 = 0)] - \\ & - [\Lambda(DT = 0, D97 = 1) - \Lambda(DT = 0, D97 = 0)], \end{aligned} \quad (10)$$

wobei Λ die kumulative Verteilungsfunktion der logistischen Funktion darstellt. Hierbei wird ersichtlich, dass das Vorzeichen des gesamten marginalen Effekts von

¹²Betrachtet wurden nur Personen, die auch zum 30. Juni des jeweiligen Vorjahres beschäftigt waren.

¹³Die Variablen $WZ1$ und $WZ2$ wurden hier nur verzögert in den Schätzansatz aufgenommen, um ein Endogenitätsproblem zu vermeiden.

dem des geschätzten Koeffizienten des Interaktionsterms aufgrund der nichtlinearen Transformation und somit der Abhängigkeit von allen anderen Regressoren abweichen kann. Die zu den individuellen Interaktionseffekten gehörigen Standardfehler werden mit Hilfe der Delta-Methode ermittelt. Für weitere Details zur Berechnung des Interaktionseffekts sei auf Ai und Norton (2003) und Norton et al. (2004) verwiesen.

4 Beschreibung des Datensatzes

Als Datengrundlage für die vorliegende Untersuchung dient die IAB-Regionalstichprobe 1975-2001 (IABS-R01), eine zweiprozentige Stichprobe aller Beschäftigten, die in diesem Zeitraum mindestens einmal als sozialversicherungspflichtig bei der Bundesagentur für Arbeit (BA) gemeldet waren.¹⁴ Basierend auf der seit 1973 existierenden Meldepflicht aller sozialversicherungspflichtig Beschäftigten durch den Arbeitgeber an die Sozialversicherungsträger sind sowohl Meldungen zu Beginn und am Ende eines jeden Jahres, als auch Veränderungen im Beschäftigtenstatus innerhalb eines Jahres tagesgenau in den Daten enthalten. Gemeldet werden müssen also auch Jobwechsel, Kündigungen oder Entlassungen. Falsche Angaben ziehen rechtliche Maßnahmen nach sich, weswegen die Daten als sehr verlässlich gewertet werden können. Somit kann die Beschäftigtenhistorik eines Arbeiters mit Zeiten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung und Zeiten von Arbeitslosigkeit nachgezeichnet werden.¹⁵ In den Daten erfasst sind Arbeiter, Angestellte und Auszubildende, nicht jedoch Beamte, Selbstständige und mithelfende Familienmitglieder.

Das Regionalfile umfasst u. a. sowohl individuelle Informationen zum Geschlecht, Alter, zur Nationalität, dies allerdings nur für Beschäftigte in Westdeutschland, zur Schul- und Berufsausbildung, zum Beruf, zur Stellung im Beruf, zum Beginn und Ende des Beschäftigungsverhältnisses, zum Tagesbruttoentgelt bzw. bei Arbeitslosigkeit zu den Lohnersatzleistungen und zur Dauer des Bezugs. Enthalten

¹⁴Für weitere Ausführungen zu diesem Datensatz sei hier auf Bender et al. (2000) und Bender et al. (1996) verwiesen.

¹⁵Zeiten von Arbeitslosigkeit werden nur bei Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung erfasst. Entfällt dieser Anspruch, so können Zeiten von Arbeitslosigkeit nicht von Zeiten des freiwilligen Rückzugs aus dem Arbeitsmarkt unterschieden werden.

sind ferner Informationen zum Arbeitgeber, wie dessen Wirtschaftszweig und regionaler Standort. Unterschieden werden kann zwischen Voll- und Teilzeittätigkeiten. Nicht verfügbar sind dagegen, wie oben bereits erwähnt, quantitative Angaben zur Arbeitszeit.

Als weiteres Charakteristikum des Datensatzes muss angeführt werden, dass das Tagesbruttoentgelt nur bis zur Beitragsbemessungsgrenze für Sozialversicherungsbeiträge dokumentiert ist. Darüber liegende Tageslöhne werden somit nicht mehr exakt aufgeführt, sondern mit der Bemessungsgrenze zensiert, was bei einer Mindestlohnuntersuchung für Arbeiter kein quantitativ bedeutendes Problem darstellt.¹⁶ Nicht in den Daten enthalten sind Informationen über entsandte Arbeiter aus anderen Ländern, vor denen das Entsendegesetz deutsche Arbeiter im Baugewerbe protektionieren soll. Es können somit keine Angaben über Mindestlohneffekte für Entsandte getroffen werden.

Für die nachfolgende Untersuchung wurden nur Beobachtungen von Arbeitern im Bauhauptgewerbe im Alter zwischen 20 und 60 Jahren verwendet. Frauen, die in der Gruppe der Arbeiter im Baugewerbe eine nur sehr geringe Rolle spielen, wurden aufgrund von Instabilitäten in den Beschäftigungsverhältnissen und einer höheren Variabilität der individuellen Arbeitszeiten nicht in die Analyse einbezogen. Ebenfalls ausgeschlossen wurden, neben den Angestellten, Auszubildende, Teilzeitarbeiter und Heimarbeiter. Des Weiteren wurden nur Beobachtungen von 1994 bis 1997 untersucht, um damit die Zeitspanne vor und nach der Einführung des Mindestlohnes zu erfassen.¹⁷

5 Deskriptive Evidenz

Tabelle 2 stellt die Entwicklung der unteren Dezile der Lohnverteilung und ihr Verhältnis zum Mindestlohn für das Bauhauptgewerbe in den Jahren 1994 bis 1999 dar.¹⁸ Insgesamt ist der Medianlohn im Bauhauptgewerbe im Beobachtungszeitraum im Westen um ca. 6%, im Osten hingegen um über 8% angestiegen. In

¹⁶Betroffen sind in unserer Stichprobe nur eine geringe Anzahl von Personen in der Restgruppe. Diese wurden aus der Analyse ausgeschlossen.

¹⁷Vergleiche Abschnitt 3.

¹⁸Die enthaltenen Stundenlöhne wurden auf Basis der in Tabelle 1 aufgeführten tariflichen Arbeitszeit einschließlich der Überstundenkomponente berechnet.

beiden Teilen des Landes sind die höchsten Wachstumsraten im untersten Dezil (D1) zu verzeichnen, während sie für höheren Dezile fast monoton abfallen. Dies deutet auf Lohnkompression in der Verteilung hin. Auffällig dabei ist, dass im Westen die Löhne des untersten Dezils um ca. 9% gestiegen sind, also um 3 Prozentpunkte mehr als der Medianlohn. Im Osten übersteigt die Wachstumsrate des untersten Dezils die des Medianlohns hingegen mit etwa 19% um mehr als das Doppelte. Angesichts dieser Zahlen lässt sich festhalten, dass Mitte der neunziger Jahre in Ostdeutschland eine sehr viel stärkere Lohnkompression im linken Teil der Verteilung stattfand, als das in Westdeutschland der Fall war.

Bei der Betrachtung der Jahreswachstumsraten der Löhne für die verschiedenen Dezile lassen sich tarifvertragliche Einflüsse erkennen. Typischerweise steigen die Lohnwachstumsraten nach Inkrafttreten eines neuen Tarifvertrages gleichmäßig über alle Dezile hinweg an. Im Jahr der Mindestlohneinführung 1997 treten in Westdeutschland allerdings sogar geringfügig negative Wachstumsraten auf, die zwischen -1% und 0% schwanken. In den neuen Bundesländern steigen hingegen die Stundenlöhne für das erste Dezil um $6,4\%$ und auch das zweite Dezil weist eine für dieses Jahr überdurchschnittliche Wachstumsrate auf. Dieser Sachverhalt kann als erstes Indiz für eine Wirkung der Mindestlohnregelung besonders im Osten gewertet werden, zumal die Wachstumsrate für das erste Dezil die höchste unter allen hier aufgeführten Werten ist.

Weiterhin enthält Tabelle 2 Angaben über die Höhe des Mindestlohns in Prozent des Medianlohns sowie als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres. Beide Werte sind als Indikator für das Ausmaß der Betroffenheit von der Mindestlohnregelung zu werten. Wiederum tritt ein deutlicher Ost-West-Unterschied hervor. Im Jahr 1997 beträgt der Mindestlohn in Westdeutschland 63% des Medianlohnes, dem Mindestlohnregime unterliegen etwa 4% der hier erfassten Arbeitnehmer. Im Gegensatz dazu erreicht der Mindestlohn in Ostdeutschland 82% des Medianlohns. Gemessen an den Löhnen des Vorjahres liegen hier die Verdienste von ca. 18% der gewerblichen Arbeitnehmer unterhalb der Mindestlohngrenze.¹⁹

Abbildung 1 stellt Kerndichteschätzungen für die Verteilung der Tagesentgelte

¹⁹Der Anteil der Personen mit Löhnen unterhalb der Mindestlohngrenze geht für das Bauhauptgewerbe in Ostdeutschland von 18% im Jahre 1997 auf 9% (1998) bzw. 6% (1999) zurück. Dies könnte ebenfalls auf die Wirksamkeit des Mindestlohnes hindeuten. Die Veränderung in den alten Bundesländern ist hingegen marginal.

der beiden Regionen in den Jahren 1996 und 1997 dar. Auch hier zeigen sich im Bauhauptgewerbe West nur geringe Veränderungen in der Lohnverteilung, während demgegenüber im Osten eine deutliche Reaktion der Löhne zu erkennen ist. Zu betonen ist, dass die Verteilung auf der linken Seite steiler wird, d.h. die Masse im linken Flügel reduziert sich und häuft sich bei höherem Entgelt wieder an, wohingegen in der rechten Hälfte der Verteilung keine Änderung zu beobachten ist.

Abbildung 2 nimmt einen Vergleich der Lohnwachstumsraten 1995/1996 mit denen von 1996/1997 vor, wobei letztere die Effekte der Mindestlohneinführung einschließen.²⁰ Generell ergeben sich mit steigenden Perzentilen fallende Kurven, d.h. im Durchschnitt sind die Lohnwachstumsraten in der aktuellen Periode umso geringer, je höher die Position in der Lohnverteilung der Vorperiode war. Dieser negative Zusammenhang belegt für unsere Daten das in der Literatur häufiger beschriebene *reversion-to-the-mean*-Phänomen. Bezüglich der Entwicklung der Lohnwachstumsraten bestätigen sich größtenteils die oben bereits geschilderten Sachverhalte. Im Unterschied zu Westdeutschland sind in Ostdeutschland deutliche Effekte des Mindestlohnes auf die unteren Perzentile der Lohnverteilung im Bauhauptgewerbe zu erkennen. Die Lohnwachstumsraten im Jahr 1997 sind für etwa die ersten beiden Dezile der Lohnverteilung deutlich höher als in den Jahren 1995 und 1996.

Bezüglich der deskriptiven Evidenz der Lohnentwicklung lässt sich zusammenfassend sagen, dass in Ostdeutschland zur Zeit des Inkrafttretens des Entsendegesetzes Arbeiter im Niedriglohnbereich eine überdurchschnittliche Lohnsteigerung erfahren. In Westdeutschland erlaubt der deskriptive Befund keine eindeutigen Aussagen über die Auswirkung der Mindestlohnregelung auf das Lohnwachstum. Dies mag auch an der geringen Betroffenheitsquote liegen, die sich ebenfalls in der „niedrigen“ Höhe der Mindestlohnes im Verhältnis zum Medianlohn widerspiegelt.

Die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Höhe des Tagesentgeltes, wie in Abbildung 3 dargestellt, soll einen Eindruck möglicher Effekte des Mindestlohnes auf die Beschäftigungssituation vermitteln. Dabei sind in den Diagrammen die Verläufe von 1995 bis 1997 abgetragen. Wie übereinstim-

²⁰Die Lohnwachstumsraten wurden dabei jeweils um das Medianwachstum des entsprechenden Jahres bereinigt.

mend aus beiden Teilgrafiken hervorgeht, sind die Beschäftigungsverhältnisse im Niedriglohnbereich generell deutlich prekärer als die im mittleren oder oberen Bereich der Lohnverteilung. Im Vergleich der einzelnen Jahre zeigt sich für Ostdeutschland, dass die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten für 1997 bis zu einem Tagesentgelt von ca. 95 DM deutlich unter denen der Jahre 1995 und 1996 liegen, wohingegen sich bei höheren Tagesentgelten keine größeren Differenzen mehr feststellen lassen. Dies kann als ein erster Hinweis auf einen möglichen negativen Beschäftigungseffekt des Mindestlohns interpretiert werden. Im Westen fallen hingegen die Kurven der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeiten im gesamten Bereich der Verteilung fast genau aufeinander. Beschäftigungseffekte im Jahr 1997 sind demnach in der entsprechenden Teilgrafik nicht zu erkennen.

6 Schätzergebnisse

Bevor wir die Lohn- und Beschäftigungsschätzungen für die beiden Regionen näher erläutern, ist auf die Resultate zur Bestimmung der Gruppengrößen bzw. der kritischen Entgeltwerte nach dem ML-Kriterium²¹ einzugehen (siehe Tabelle 3). Hierbei ist erwähnenswert, dass das angewandte Verfahren die Treatmentgruppe für das Bauhauptgewerbe Ost sowohl für Schätzvariante 1 als auch für Variante 2 fast genau dort abtrennt, wo man auch anhand der deskriptiven Analyse eine Grenze der Mindestlohn Betroffenheit vermuten würde. So entspricht Tabelle 2 zufolge der Mindestlohn dem 18. Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres.

Die Größe der Treatmentgruppe nach dem ML-Kriterium für das Bauhauptgewerbe West liegt bei etwa 11% für Variante 1. Für Alternative 2 hingegen wird nach dem ML-Kriterium eine Gruppengröße von 18% bestimmt. Keiner der beiden Werte stimmt allerdings mit der deskriptiven Evidenz überein, die eine Größe der Treatmentgruppe im Westen von ca. 3% erwarten lassen würde. Interessanterweise ist in diesem Fall im Niedriglohnbereich auch kein evidenter Unterschied in den Lohnwachstumsraten zwischen den Beobachtungsjahren festzustellen. Des Weiteren mag hinzukommen, dass dort die Betroffenheitsquote der deskriptiven Evidenz zufolge offenbar sehr gering ist.

²¹Vergleiche hierzu Abschnitt 3.3.

6.1 Lohneffekte

Tabelle 4 enthält die Ergebnisse für die Schätzung der Effekte des Mindestlohnes auf das Lohnwachstum der Treatmentgruppe in Ostdeutschland für beide Alternativansätze. Neben den bereits in Abschnitt 3.3 erläuterten Variablen wurden als zusätzliche Kontrollvariablen Alter (*ALTER*), Alter quadriert (*ALTER*²), Dummies für den Bildungsgrad (*DBILD*)²², Stellung im Beruf (*DSTIB*)²³ sowie für die neun Kreistypen (*DKT*)²⁴ eingeführt. Bei den Schätzungen auf Grundlage der Daten für Westdeutschland ist weiterhin eine binäre Variable für Inländer enthalten.

Die Koeffizienten der Variablen Alter und Alter quadriert folgen dem zu erwartenden Muster, nämlich negativ bzw. positiv. Dabei muss allerdings angemerkt werden, dass beide statistisch nicht signifikant sind, ebenso wenig wie die meisten Koeffizienten für den Bildungsgrad und die Kreistypen. Die Koeffizienten von neun (acht) der zwölf Variablen, die in Alternative 1 (bzw. Alternative 2) für die Effekte der Winterarbeitszeit kontrollieren, sind statistisch signifikant, zum Teil sogar hochsignifikant. Auch die Dummy-Variablen, die die Stellung im Beruf abbilden, haben, v.a. in Variante 1, einen statistisch gesicherten Einfluss. Die Zeitdummies für die Jahre 1995 und 1997²⁵ weisen mit jeweils unterschiedlichen Vorzeichen ebenfalls signifikante Koeffizienten auf, was die allgemeine Entwicklung im Baugewerbe widerspiegelt. Eine Ausnahme bildet hier der Dummy für das Jahr der Mindestlohneinführung in Variante 2, der zwar negativ, jedoch statistisch nicht signifikant ist.

Die Datenbasis für diese Schätzung umfasst das Lohnwachstum von 1994 auf 1995, 1995 auf 1996 und 1996 auf 1997. Für diesen Zeitraum ergibt sich in beiden

²²*BILD2* beschreibt den Bildungsgrad von Arbeitern mit abgeschlossener Ausbildung, aber ohne höhere Schulbildung. Eine Person mit *BILD3* (*BILD4*) besitzt Hochschulreife ohne (mit) abgeschlossener Ausbildung. Einem Absolvent der Fachhochschule (Hochschule) wird *BILD5* (*BILD6*) zugeordnet. Die Referenzkategorie stellen hier Arbeiter ohne abgeschlossener Ausbildung und höherer Schulbildung dar. Für Personen mit unbekannter Ausbildung wurden die Kategorie *BILDU* eingeführt.

²³*STIB2* bezeichnet Facharbeiter, *STIB3* Meister und Poliere. Als Referenzkategorie dienen hier Nichtfacharbeiter.

²⁴Verwendet wird die Klassifikation des Bundesamts für Bauwesen und Raumordnung (BBR). Die Regionstypen reichen von hochverdichteten Kreisen in Agglomerationsräumen (*KT2*) bis hin zu ländlichen Gebieten in der Peripherie (*KT9*). Hier gehen Kernstädte als Referenzkategorie ein.

²⁵1996 dient hier als Referenzjahr.

Varianten im Vergleich zur Referenzgruppe (*DK*) ein statistisch hochsignifikanter positiver Lohnwachstumseffekt für Personen, die der Treatmentgruppe (*DT*) angehören, für Personen der Restgruppe (*DR*) ist er hingegen stark negativ. Dieser Zusammenhang deutet wiederum auf *reversion-to-the-mean* hin.

Von zentraler Bedeutung für unsere Untersuchung ist der Effekt auf die Interaktion zwischen dem Jahresdummy für 1997 und dem Dummy für die Treatmentgruppe, *DTD97*. Dieser weist die Auswirkungen der Mindestlohneinführung auf die Arbeitnehmer im Niedriglohnbereich aus. Die beiden Schätzungen ergeben hierfür jeweils einen positiven, statistisch hochsignifikanten Koeffizienten. Dies deutet darauf hin, dass die betroffenen Personen im Jahr des Inkrafttretens der Mindestlohnregelung tatsächlich ein höheres Lohnwachstum erfahren haben. Erkennbar ist, dass der Effekt in Variante 2 geringer ist als in Variante 1.

Die für unsere Analyse besonders wichtigen Schätzergebnisse sind für beide Regionen und Varianten in Tabelle 5 dargestellt.²⁶ Die Koeffizienten der Dummyvariable für die Treatmentgruppe erweisen sich in allen vier Schätzungen als hochsignifikant und positiv, während die Jahresdummies für 1997 überall negativ sind. Für den Interaktionseffekt, der den Effekt des Mindestlohnes auf die Treatmentgruppe ausweist, ergibt sich ebenfalls ein einheitliches Bild. Ebenso wie für Ostdeutschland sind auch die beide Koeffizienten für Westdeutschland positiv, statistisch signifikant allerdings nur in der von uns präferierten Schätzvariante 2. Aus der Analyse ergibt sich, dass die Einführung des Mindestlohns – entgegen dem aus der deskriptiven Evidenz erhaltenen ersten Eindruck – auch in Westdeutschland einen positiven Effekt auf das Lohnwachstum der Betroffenen am unteren Ende der Verteilung ausgeübt hat.

6.2 Beschäftigungseffekte

Im Folgenden werden die Resultate der Logitschätzung der Beschäftigungsgleichung besprochen. Die in Tabelle A1 im Anhang ausgewiesenen Koeffizienten sind die „Roheffekte“ der erklärenden Variablen auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit eines gewerblichen Arbeitnehmers im ostdeutschen Bauhauptgewerbe für beide Schätzvarianten. Unmittelbar sind diese Koeffizienten sowie die

²⁶Auf eine eingehendere Betrachtung der Kontrollvariablen für die Schätzungen auf Basis von westdeutschen Daten wird an dieser Stelle aus Platzgründen verzichtet.

entsprechenden z-Statistiken allerdings nicht sinnvoll zu interpretieren, da sie keine marginalen Effekte darstellen. Insbesondere gilt dies für die Koeffizienten der Interaktionsvariable *DTD97*. Aus dem Sachverhalt, dass diese als offenbar insignifikant ausgewiesen werden, dürfen keine Rückschlüsse auf den tatsächlichen Treatmenteffekt gezogen werden. Dieser lässt sich erst durch die von Ai und Norton (2003) beschriebene Methode zur Berechnung des korrigierten Interaktionseffektes in nicht-linearen Schätzmodellen bestimmen. Zusätzlich zu den „Rohwerten“ der hier relevanten Koeffizienten enthält Tabelle 6 für das Bauhauptgewerbe in Ost- und Westdeutschland jeweils für beide Schätzalternativen den nach diesem Verfahren berechneten marginalen Interaktionseffekt.²⁷ Es wird ersichtlich, dass sich die für die Interpretation entscheidenden marginalen Effekte in Vorzeichen und Größe von den Rohwerten deutlich unterscheiden. Gleiches gilt für die entsprechenden z-Werte.

Beispielsweise ist der Koeffizient der Interaktionsvariablen *DTD97* in beiden Schätzungen für das Bauhauptgewerbe Ost positiv, aber nicht signifikant. Der korrigierte marginale Effekt ist hingegen *negativ* und zumindest für Schätzvariante 1 deutlich signifikant. Somit ergibt sich als Schlussfolgerung: Durch die Einführung des Mindestlohns im Rahmen des Entsendegesetzes unterlag die Gruppe der betroffenen Arbeitnehmer in Ostdeutschland einem im Verhältnis zur Kontrollgruppe höheren Risiko, den Arbeitsplatz zu verlieren. Dieses Ergebnis deutete sich bereits bei der deskriptiven Analyse an.

Im Gegensatz dazu resultiert aus der Berechnung der korrigierten marginalen Effekte für das Bauhauptgewerbe West ein *positiver* Effekt der Mindestlohnregelung auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der betroffenen Arbeitnehmer. Dieser Effekt erweist sich in Schätzvariante 1 sogar als statistisch signifikant. In den alten Bundesländern kann unserer Analyse zufolge eine beschäftigungsschädliche Wirkung der Mindestlohnregelungen somit nicht nachgewiesen werden. Auch wenn angesichts der teilweise nicht gegebenen statistischen Signifikanz Vorsicht bei der Interpretation geboten ist, deutet sich hier ein Beschäftigungszuwachs in der Gruppe der betroffenen Arbeitnehmer an.

²⁷Zur Berechnung des marginalen Effekts der Interaktion siehe Abschnitt 3.3.

7 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Der vorliegende Aufsatz untersucht anhand von Mikrodaten aus der Beschäftigtenstatistik die Lohn- und Beschäftigungseffekte der Mindestlohnregelungen im deutschen Bauhauptgewerbe, die durch das Entsendegesetz von 1996 für alle gewerblichen Arbeiter rechtsverbindlich wurden. Angewendet wird ein Differenz-von-Differenzen Ansatz. Im Unterschied zu anderen Untersuchungen über die Auswirkungen von Mindestlohnregelungen in der internationalen Literatur verfügen wir nicht über quantitative Information bezüglich der geleisteten Arbeitsstunden. Diese Problematik wurde hier mit Hilfe eines probabilistischen Ansatzes in zwei Varianten behoben. Dabei bestimmen wir die Größe von Treatment- und Kontrollgruppe nach dem Maximum-Likelihood-Kriterium. Während die erste Variante des Schätzansatzes die Möglichkeit einer Fehlzurordnung von Beobachtungen zur Treatment- bzw. Kontrollgruppe vernachlässigt, werden in der zweiten Variante Wahrscheinlichkeiten der Gruppenzugehörigkeit berechnet, die als Gewichtungsfaktoren in die Schätzungen einfließen. Zu betonen ist, dass der zweite Ansatz die Unschärfe der Gruppeneinteilung aufgrund der fehlenden Stundeninformation adäquat berücksichtigt. Er entspricht somit unserer präferierten Variante, auch wenn die Modellierung der Unschärfe aufgrund der fehlenden Stundeninformation teilweise zu einer Verringerung der statistischen Signifikanz führen könnte.

Die Ergebnisse differieren zwischen den alten und neuen Bundesländern. Dies erscheint allerdings kaum überraschend angesichts der Tatsache, dass die im Osten festgelegten Mindestlohnsätze in Absolutbetrachtung zwar geringer ausfielen, relativ zum Medianlohn aber weitaus höher als im Westen lagen. Vor diesem Hintergrund erstaunt es nicht, dass unsere Schätzungen die stärksten Lohn- und Beschäftigungseffekte für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe ergeben. Der Personenkreis, der mit hoher Wahrscheinlichkeit von der gesetzlichen Untergrenze für das Arbeitsentgelt betroffen war, weist in diesem Sektor ein im Vergleich zur Kontrollgruppe hochsignifikant höheres Lohnwachstum auf. Dies bedeutet auf der einen Seite, dass die Mindestlohnregelung hier stark gegriffen hat. Auf der anderen Seite finden wir für das ostdeutsche Bauhauptgewerbe einen negativen Effekt in Bezug auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der Treatmentgruppe. Mit anderen Worten: Die Verbesserung der Entgeltsituation im Niedriglohnbereich

wurde offenbar teilweise durch Jobverluste unter den vom Mindestlohn betroffenen Arbeitern erkaufte.

Auch im Bauhauptgewerbe West sind der von uns präferierten Schätzvariante 2 zufolge statistisch signifikant positive Lohneffekte der Mindestlohnregelung zu erkennen. Dieses Resultat war angesichts der deskriptiven Evidenz nicht zu erwarten. Einer Überschlagsrechnung zufolge erreicht der festgelegte Mindestlohn rund zwei Drittel des Medians und entspricht in etwa dem vierten Perzentil der Lohnverteilung. Demgegenüber wird nach dem ML-Kriterium die Größe der Treatmentgruppe auf 11% in Variante 1 bzw. 18% in Variante 2 festgelegt. Eine Erklärung für die deutliche Ausweitung der Gruppe der Betroffenen könnte in Spillover-Effekten liegen. Dies würde bedeuten, dass auch Arbeiter, deren Entgelte vor der Einführung des Mindestlohns bereits bei oder moderat über dessen Niveau lagen, aufgrund von Differenzierungsgesichtspunkten überdurchschnittliche Lohnzuwächse erhielten. Es ist zu betonen, dass der von uns verwendete probabilistische Ansatz neben einem direkten auch einen solchen indirekten Effekt des Mindestlohns zulässt.

Bezüglich der Beschäftigungswirkung hingegen weisen beide Schätzvarianten für das westdeutsche Bauhauptgewerbe einen positiven Effekt auf die Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der vom Mindestlohn direkt oder indirekt betroffenen Arbeitergruppe auf. Statistische Signifikanz ist allerdings nur in Variante 1 gegeben. Auch wenn die statistische Signifikanz des positiven Beschäftigungseffekts schwach ist, so ist doch umgekehrt zumindest eine Erhöhung des Risikos eines Jobverlustes durch die Allgemeinverbindlicherklärung des Mindestlohns in diesem Bereich auszuschließen. Eine beschäftigungsschädliche Wirkung der Mindestlohnregelungen im Bauhauptgewerbe der alten Bundesländer kann unseren Ergebnissen zufolge somit nicht nachgewiesen werden.

Als ein möglicher Erklärungsansatz der vorliegenden Ergebnisse mag das aufgrund theoretischer Überlegungen sehr wohl zu untermauernde Argument dienen, dass ein moderater Mindestlohn nicht zwangsläufig zu Beschäftigungsabbau führen muss. Die Beschäftigungseffekte können unter Umständen – man denke an die von Manning (2003a) postulierten *thin labour markets* – sogar positiv sein. Die hier vorgestellten Resultate sind mit der Sichtweise kompatibel, dass bei einem hohen Betroffenheitsgrad der Mindestlohnregelungen hingegen eher negative

Beschäftigungseffekte dominieren.

Generell können sich positive Beschäftigungseffekte auch durch die Verdrängung entsandter Arbeiter durch einheimische Arbeitskräfte ergeben, da ausländische Firmen ihren Lohnkostenvorteil verlieren. Dies würde zu einer positiven Verzerrung der hier berechneten Beschäftigungseffekte führen. Da belastbare Daten über die Zahl der nach Deutschland entsandten Arbeiter im Beobachtungszeitraum nicht vorliegen, kann deren Ausmaß allerdings empirisch nicht überprüft werden. Zu einer Verzerrung in die andere Richtung käme es, wenn nach Inkrafttreten des Entsendegesetzes Niedriglohnbeschäftigung aus dem Bauhauptgewerbe in andere, nicht von den Mindestlohnregelungen betroffene Sektoren, z.B. bestimmte Bereiche des Ausbaugewerbes, verschoben worden wäre. Inwieweit dieses Erklärungsmuster trägt, müssen weitere Untersuchungen zeigen.

Literatur

- Abowd, J. M., Kramarz, F. und Margolis, D. N.: 1999, Minimum Wages and Employment in France and the United States, *Working Paper 6996*, National Bureau of Economic Research.
- Ai, C. und Norton, E.: 2003, Interaction terms in logit and probit models, *Economic Letters* **80**, 123–129.
- Angrist, J. und Krueger, A.: 1999, Empirical Strategies in Labor Economics, in O. Ashenfelter und D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland, Amsterdam.
- Bender, S., Haas, A. und Klose, C.: 2000, IAB employment subsample 1975-1995: Opportunities for analysis provided by the anonymised subsample, *Discussion Paper 117*, IZA.
- Bender, S., Hilzendegen, J., Rohwer, G. und Rudolph, H.: 1996, Die IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-1990, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 197*, IAB, Nürnberg.
- Brown, C.: 1999, Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income, in O. Ashenfelter und D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North Holland, Amsterdam.
- Burkhauser, R. V., Couch, K. A. und Wittenburg, D. C.: 2000, A Reassessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey, *Journal of Labor Economics* **18**(4), 653–680.
- Card, D. und Krueger, A. B.: 1994, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania, *American Economic Review* **84**(4), 772–793.
- Card, D. und Krueger, A. B.: 1995, *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton University Press, Princeton.
- Card, D. und Krueger, A. B.: 2000, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Reply, *American Economic Review* **90**(5), 1397–1420.
- Dickens, R. und Draca, M.: 2005, The Employment Effects of the October 2003

- Increase in the National Minimum Wage, *Discussion Paper 693*, Centre for Economic Performance.
- Dolado, J., Kramarz, F., Machin, S., Manning, A., Margolis, D. und Teulings, C.: 1996, The Economic Impact of Minimum Wages in Europe, *Economic Policy* **23**, 317–372.
- Falk, A., Fehr, E. und Zehnder, C.: 2006, Fairness perceptions and reservation wages - the behavioral effects of minimum wage laws, *The Quarterly Journal of Economics* **121**(4), 1347–1381.
- Heckman, J. J., Lalonde, R. J. und Smith, J. A.: 1999, The economics and econometrics of active labor market programs, in O. Ashenfelter und D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3 of *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, chapter 31, pp. 1865–2097.
- Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung: 2003, *Zahlen-Fibel*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 101, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.
- Machin, S. und Manning, A.: 1994, The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence from UK Wages Councils, *Industrial and Labor Relations Review* **47**, 319–329.
- Machin, S., Manning, A. und Rahman, L.: 2003, Care Home Workers and the Introduction of the UK National Minimum Wage, *Journal of the European Economic Association* **1**, 154–180.
- Machin, S. und Wilson, J.: 2004, Minimum Wages in a Low-Wage Labour Market: Care Homes in the UK, *The Economic Journal* **114**, 102–109.
- Manning, A.: 2003a, *Monopsony in Motion: Imperfect Competition in Labour Markets*, Princeton University Press, Princeton and Oxford.
- Manning, A.: 2003b, The real thin theory: monopsony in modern labour markets, *Labour Economics* **10**(2), 105–131.
- Metcalf, D.: 2007, Why has the british national minimum wage had little or no impact on employment?, *CEP Discussion Paper 781*, London School of Economics.
- Neumark, D. und Wascher, W.: 2000, Minimum Wages and Employment: A Case

- Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment, *American Economic Review* **90**(5), 1362–1396.
- Neumark, D. und Wascher, W.: 2006, Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania: Comment, *Working Paper 12663*, National Bureau of Economic Research.
- Norton, E., Wang, H. und Ai, C.: 2004, Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models, *The Stata Journal* **4**(2).
- Stewart, M. B.: 2004, The Impact of the Introduction of the U.K. Minimum Wage on the Employment Probabilities of Low-Wage Workers, *Journal of European Economic Association* **2**(1), 67–97.

Tabelle 1: Übersicht über verwendete Daten zur Arbeitszeit

<i>Jahr</i>					
1994	1995	1996	1997	1998	1999
Tarifliche Wochenarbeitszeit					
<i>Westdeutschland</i>					
38.9	38.9	38.9	38.9	38.9	38.9
<i>Ostdeutschland</i>					
39.5	39.2	39.0	39.0	39.0	39.0
Bezahlte Überstunden pro Jahr					
<i>Westdeutschland</i>					
77.7	74.7	54.4	55.1	49.6	52.6
<i>Ostdeutschland</i>					
92.0	69.9	49.6	44.4	46.0	51.6

Anmerkung:

Aus den durchschnittlich bezahlten Überstunden wurde ein Überstundenfaktor berechnet, der mit der tariflichen Arbeitszeit multipliziert wurde. Die hier verwendeten Daten wurden entnommen aus Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (2003), Übersicht 2.6.3 und 2.6.4..

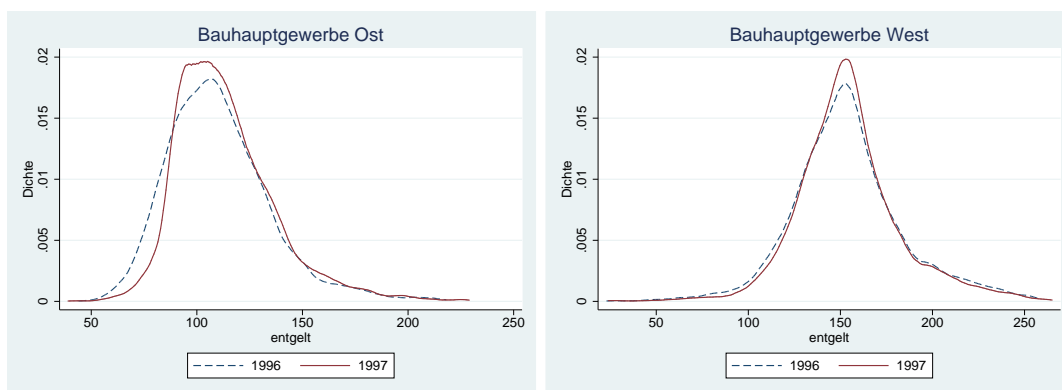


Abbildung 1: Kerndichteschätzungen

Tabelle 2: Untere Dezile der Lohnverteilung und Mindestlohn im Bauhauptgewerbe in Ost- und Westdeutschland im Zeitraum 1994 bis 1999

Dezile	Jahr						% diff.
	1994 (1)	1995 (2)	1996 (3)	1997 (4)	1998 (5)	1999 (6)	(6)/(1) (7)
	Bauhauptgewerbe West						
	Stundenlöhne in Euro						
D1	10.28	10.47	10.66	10.57	10.70	11.23	9.22
D2	11.34	11.54	11.74	11.73	11.78	12.28	8.26
D3	12.14	12.33	12.45	12.45	12.50	12.98	6.93
D4	12.67	12.87	13.08	13.08	13.13	13.68	7.68
Median	13.20	13.49	13.62	13.53	13.67	14.03	6.28
	Jahreswachstumsraten in %						
D1		1.87	1.83	-0.87	1.24	4.91	
D2		1.71	1.75	-0.03	0.40	4.23	
D3		1.61	0.98	-0.03	0.40	3.84	
D4		1.55	1.67	-0.03	0.40	4.20	
Median		2.16	0.98	-0.69	1.06	2.66	
	Mindestlohn						
Durchschnitt				8.53	8.18	8.18	
- als % des Median				63.1	59.8	58.3	
- als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres				4	2	2	
	Bauhauptgewerbe Ost						
	Stundenlöhne in Euro						
D1	6.76	7.06	7.35	7.81	7.81	8.05	19.06
D2	7.55	7.77	8.06	8.26	8.26	8.58	13.68
D3	8.15	8.30	8.60	8.71	8.70	8.93	9.52
D4	8.59	8.83	9.14	9.16	9.06	9.28	8.06
Median	9.02	9.36	9.67	9.70	9.51	9.80	8.67
	Jahreswachstumsraten in %						
D1		4.42	3.99	6.36	-0.08	3.16	
D2		2.98	3.77	2.48	-0.08	3.89	
D3		1.81	3.61	1.30	-0.08	2.57	
D4		2.84	3.48	0.25	-1.06	2.37	
Median		3.76	3.37	0.25	-1.92	3.05	
	Mindestlohn						
Durchschnitt				7.92	7.74	7.74	
- als % des Median				81.6	81.4	79.0	
- als Perzentil der Lohnverteilung des Vorjahres				18	9	6	

Anmerkung:

Die hier ausgewiesenen Stundenlöhne wurden unter Annahme A3 mit Hilfe der Arbeitszeitdaten aus Tabelle 1 berechnet.

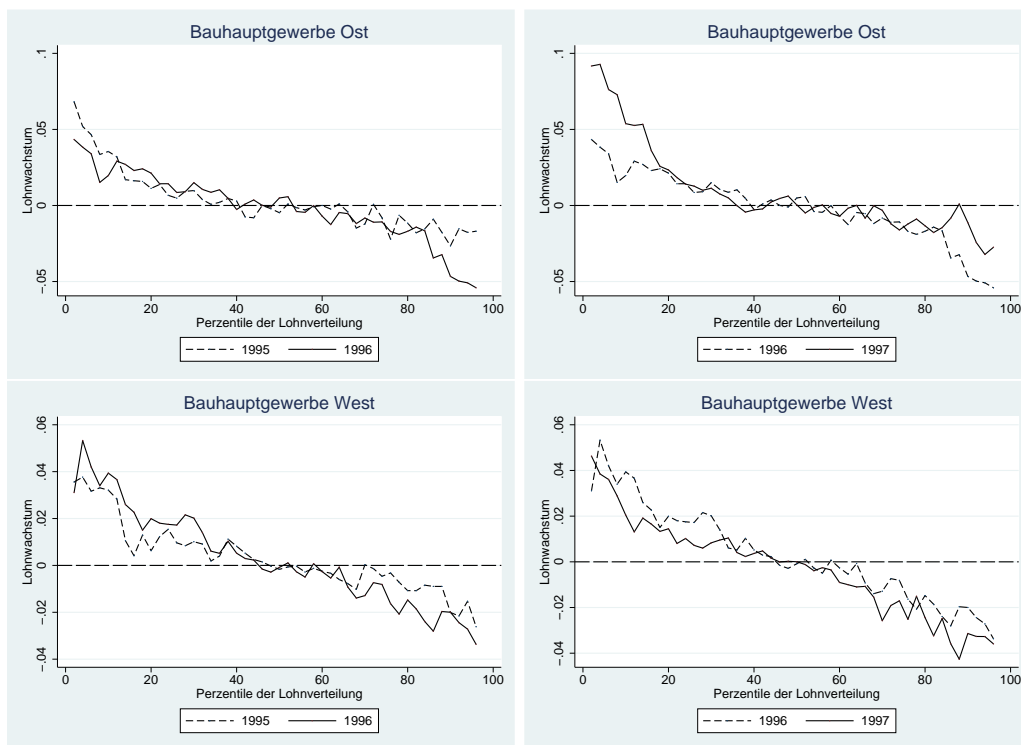


Abbildung 2: Lohnwachstum gegenüber dem Vorjahr nach der Position in der Lohnverteilung (1995 bis 1997)

Anmerkung: Die Lohnwachstumsraten wurden um die Medianwachstumsrate korrigiert.

Tabelle 3: Ergebnisse des ML-Verfahrens

	Variante 1		Variante 2	
	Ost	West	Ost	West
Größe Treatmentgruppe	17.56%	10.76%	20.8%	18.3%
Größe Kontrollgruppe	56.53%	55.84%	61.8%	63.7%
Größe Restgruppe	25.91%	33.40%	17.4%	18.0%
σ_η			12.6	15.0
ln likelihood	20973.949	37960.400	61974.629	113058.17

Anmerkungen:

Die ausgewiesenen Parameter wurden anhand des ML-Kriteriums für die Lohnschätzungen bestimmt. Die Optimalwerte wurden dann für die Beschäftigungsschätzung übernommen. Variante 1 liegt Annahme A3 zugrunde (Zur Beschreibung siehe Abschnitt 3.3). Variante 2 bezieht sich auf Annahme A4. Für weitere Erläuterungen siehe Text.

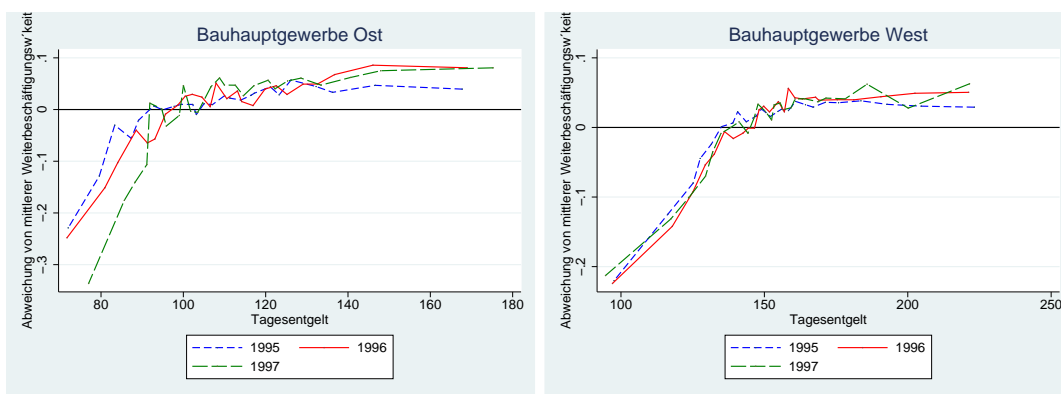


Abbildung 3: Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit nach der Position in der Lohnverteilung (1995 bis 1997)

Anmerkungen:

Die Kurven wurden um die mittleren Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit der jeweiligen Jahre bereinigt und stellen somit die Abweichung davon dar.

Für die Berechnung wurden die Beschäftigten nach ihren Bruttotagesverdiensten in 25 gleichgroße Gruppen eingeteilt. Für jede der Gruppen wurde das mittlere Tagesentgelt sowie die mittlere Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit bestimmt. Bezüglich der Definition der Weiterbeschäftigungswahrscheinlichkeit siehe Text.

Tabelle 4: Lohnwachstumsschätzung Ostdeutschland Bauhauptgewerbe

	Variante 1		Variante 2	
	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.
DT	0.036	19.88	0.027	19.37
D97	-0.022	-2.48	-0.016	-1.45
DTD97	0.030	8.14	0.011	4.13
DR	-0.028	-19.63	-0.025	-18.55
D95	0.067	7.35	0.069	5.94
ALTER	-0.000	-0.71	-0.001	-2.49
ALTER ²	0.000	0.08	0.001	1.66
DBILD2	-0.004	-1.49	-0.005	-1.89
DBILD3	0.009	0.54	0.008	0.38
DBILD4	-0.014	-1.46	-0.014	-2.01
DBILD5	0.025	1.73	0.020	1.83
DBILD6	0.075	2.12	0.070	2.04
DBILDU	-0.001	-0.30	-0.002	-0.83
DSTIB2	0.005	3.06	0.002	1.35
DSTIB3	0.033	8.57	0.028	8.15
DKT2	-0.006	-1.22	-0.005	-1.43
DKT3	-0.008	-2.93	-0.005	-2.41
DKT4	-0.003	-1.39	-0.002	-1.19
DKT5	-0.003	-1.27	-0.003	-1.15
DKT6	-0.010	-4.76	-0.007	-3.96
DKT7	-0.004	-1.70	-0.001	-0.53
DKT8	-0.007	-2.97	-0.005	-2.44
DKT9	-0.000	-0.08	0.002	1.10
VWZ1-95	0.027	2.14	0.016	1.13
VWZ2-95	-0.235	-11.35	-0.252	-9.72
VWZ1-96	0.092	6.85	0.084	5.76
VWZ2-96	0.036	1.70	0.030	1.14
VWZ1-97	0.071	5.53	0.052	4.02
VWZ2-97	0.097	4.02	0.072	2.60
WZ1-95	-0.015	-1.12	-0.018	-1.18
WZ2-95	0.179	9.77	0.169	8.59
WZ1-96	0.008	0.81	0.000	0.01
WZ2-96	0.127	7.41	0.113	5.93
WZ1-97	0.034	2.87	0.024	2.03
WZ2-97	0.071	3.96	0.048	2.66
Konstante	0.003	0.23	0.022	1.96
N		18733		18733
\bar{R}^2		0.126		0.100
RMSE		0.079		0.080
$F(35, N - 35)$		76.78		76.71
LR-test		66.32		34.24

Anmerkungen:

Für die Beschreibung der Variablen und der Schätzmethode sei auf den Text verwiesen.

LR-Test: Test auf Signifikanz des Treatment-Effektes.

Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurden die Verzögerungen der Variablen WZ mit VWZ bezeichnet.

Für weitere Anmerkungen siehe Tabelle 3.

Tabelle 5: Lohnwachstumsschätzungen

	Variante 1		Variante 2	
	Ost	West	Ost	West
Schätzkoeffizienten				
DT	0.036 (19.88)	0.034 (20.47)	0.027 (19.37)	0.021 (20.12)
D97	-0.022 (-2.48)	-0.052 (-7.73)	-0.016 (-1.45)	-0.052 (-5.99)
DTD97	0.030 (8.14)	0.004 (1.33)	0.011 (4.13)	0.005 (2.85)
Statistiken				
N	18733	30705	18733	30705
\bar{R}^2	0.126	0.116	0.100	0.1019
RMSE	0.079	0.070	0.080	0.071
$F(35, N - 35)$	76.78	112.99	76.71	116.95
LR-test	66.32	1.78	34.24	18.19

Anmerkung: t-Werte in Klammern.

Tabelle 6: Logitschätzungen der Beschäftigungsgleichung

	Variante 1		Variante 2	
	Ost	West	Ost	West
Schätzkoeffizienten				
DT	-1.046 (-14.86)	-1.193 (-16.21)	-0.802 (-14.05)	-0.890 (-15.90)
D97	-0.860 (-4.57)	-0.136 (-0.79)	-0.900 (-5.60)	-0.106 (-0.71)
DTD97	0.076 (0.66)	0.320 (2.66)	0.153 (1.71)	0.201 (2.23)
Statistiken				
N	20825	32785	20825	32785
Pseudo R^2	0.1802	0.2061	0.1676	0.1939
Korrigierter marginaler Interaktionseffekt für DTD97				
Interaktionseffekt	-0.041	0.022	-0.020	0.011
Standardfehler	0.019	0.012	0.012	0.007
Z-Statistik	-2.320	1.880	-1.898	1.530

Anmerkungen:

z-Werte in Klammern.

Zur Berechnung des marginalen Effekts der Interaktion siehe Abschnitt 3.3.

Tabelle A 1: Logitschätzung der Beschäftigungsgleichung – Ostdeutschland Bauhauptgewerbe

	Variante 1		Variante 2	
	Koeff.	t-Stat.	Koeff.	t-Stat.
DT	−1.046	−14.86	−0.802	−14.05
D97	−0.860	−4.57	−0.899	−5.60
DTD97	0.077	0.66	0.153	1.71
DR	0.687	8.88	0.632	9.72
D95	0.421	2.10	0.340	1.99
ALTER	0.118	6.04	0.132	8.00
ALTER ²	−0.189	−7.95	−0.205	−10.22
DBILD2	0.185	1.77	0.204	2.32
DBILD3	−0.322	−0.45	−0.289	−0.41
DBILD4	0.088	0.21	0.129	0.36
DBILD5	−0.231	−0.44	−0.111	−0.26
DBILD6	0.003	0.00	0.097	0.07
DBILDU	−0.023	−0.20	0.005	0.05
DSTIB2	0.361	5.52	0.449	8.27
DSTIB3	0.120	0.68	0.269	1.82
DKT2	0.580	2.33	0.600	2.84
DKT3	0.392	3.43	0.321	3.40
DKT4	0.346	3.42	0.337	4.01
DKT5	−0.329	−3.35	−0.336	−4.13
DKT6	0.306	3.40	0.225	3.05
DKT7	0.215	2.24	0.138	1.77
DKT8	0.336	3.13	0.269	3.03
DKT9	0.605	6.08	0.541	6.65
VWZ1-95	4.078	9.07	4.297	10.65
VWZ2-95	8.958	13.86	9.317	15.71
VWZ1-96	2.577	6.58	2.734	8.01
VWZ2-96	8.729	15.89	8.899	18.84
VWZ1-97	2.851	8.48	3.046	10.69
VWZ2-97	11.971	22.39	12.435	27.58
Konstante	−1.734	−4.19	−2.084	−5.96
N		20825		20825
Pseudo R^2		0.1802		0.1676
ln Likelih.		−5566.8458		−16920.247

Anmerkungen:

Die hier angegebenen z-Werte haben wenig Aussagekraft, da dies die „Rohwerte“ der Schätzung sind und keine marginalen Effekte angeben.

Recently published

No.	Author(s)	Title	Date
1/2004	Bauer, T. K. Bender, S. Bonin, H.	Dismissal protection and worker flows in small establishments published in: <i>Economica</i>, (2007)	7/04
2/2004	Achatz, J. Gartner, H. Glück, T.	Bonus oder Bias? : Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung published in: <i>Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie</i> 57 (2005), S. 466-493 (revised)	7/04
3/2004	Andrews, M. Schank, T. Upward, R.	Practical estimation methods for linked employer-employee data	8/04
4/2004	Brixy, U. Kohaut, S. Schnabel, C.	Do newly founded firms pay lower wages? : first evidence from Germany published in: <i>Small Business Economics</i>, (2007)	9/04
5/2004	Kölling, A. Rässler, S.	Editing and multiply imputing German establishment panel data to estimate stochastic production frontier models published in: <i>Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung</i> 37 (2004), S. 306-318	10/04
6/2004	Stephan, G. Gerlach, K.	Collective contracts, wages and wage dispersion in a multi-level model published as: <i>Wage settlements and wage setting : results from a multi-level model</i>. In: <i>Applied Economics</i>, Vol. 37, No. 20 (2005), S. 2297-2306	10/04
7/2004	Gartner, H. Stephan, G.	How collective contracts and works councils reduce the gender wage gap	12/04
1/2005	Blien, U. Suedekum, J.	Local economic structure and industry development in Germany, 1993-2001 published in: <i>Economics Bulletin</i>, Vol. 15, No. 17 (2005), S. 1-8	1/05
2/2005	Brixy, U. Kohaut, S. Schnabel, C.	How fast do newly founded firms mature? : empirical analyses on job quality in start-ups published in: <i>Michael Fritsch, Jürgen Schmude (Ed.): Entrepreneurship in the region</i>, New York et al., 2006, S. 95-112	1/05
3/2005	Lechner, M. Miquel, R. Wunsch, C.	Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany	1/05
4/2005	Hinz, T. Gartner, H.	Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Branchen, Berufen und Betrieben published in: <i>Zeitschrift für Soziologie</i> 34 (2005), S. 22-39, as: <i>Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Branchen, Berufen und Betrieben</i>	2/05
5/2005	Gartner, H. Rässler, S.	Analyzing the changing gender wage gap based on multiply imputed right censored wages	2/05
6/2005	Alda, H. Bender, S. Gartner, H.	The linked employer-employee dataset of the IAB (LIAB) published as: <i>The linked employer-employee dataset created from the IAB establishment panel and the process-produced data of the IAB (LIAB)</i>. In: <i>Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften</i> 125 (2005), S. 327-336 (shortened)	3/05
7/2005	Haas, A.	Labour market dynamics from a regional perspective : the	4/05

	Rothe, T.	multi-account system	
8/2005	Caliendo, M. Hujer, R. Thomsen, S. L.	Identifying effect heterogeneity to improve the efficiency of job creation schemes in Germany	4/05
9/2005	Gerlach, K. Stephan, G.	Wage distributions by wage-setting regime published as: Bargaining regimes and wage dispersion. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 226, H. 6 (2006)	4/05
10/2005	Gerlach, K. Stephan, G.	Individual tenure and collective contracts	4/05
11/2005	Blien, U. Hirschenauer, F.	Formula allocation : the regional allocation of budgetary funds for measures of active labour market policy in Germany published in: Economics Bulletin, Vol. 18, no. 7 (2006)	4/05
12/2005	Alda, H. Allaart, P. Bellmann, L.	Churning and institutions : Dutch and German establishments compared with micro-level data	5/05
13/2005	Caliendo, M. Hujer, R. Thomsen, S. L.	Individual employment effects of job creation schemes in Germany with respect to sectoral heterogeneity	5/05
14/2005	Lechner, M. Miquel, R. Wunsch, C.	The curse and blessing of training the unemployed in a changing economy : the case of East Germany after unification published in: German Economic Review, Vol. 8, No. 4 (2007), S. 468-509	6/05
15/2005	Jensen, U. Rässler, S.	Where have all the data gone? : stochastic production frontiers with multiply imputed German establishment data published in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 39, H. 2, 2006, S. 277-295	7/05
16/2005	Schnabel, C. Zagelmeyer, S. Kohaut, S.	Collective bargaining structure and its determinants : an empirical analysis with British and German establishment data published in: European Journal of Industrial Relations, Vol. 12, No. 2, S. 165-188	8/05
17/2005	Koch, S. Stephan, G. Walwei, U.	Workfare: Möglichkeiten und Grenzen published in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 38 (2005), S. 419-440	8/05
18/2005	Alda, H. Bellmann, L. Gartner, H.	Wage structure and labour mobility in the West German private sector 1993-2000	8/05
19/2005	Eichhorst, W. Konle-Seidl, R.	The interaction of labor market regulation and labor market policies in welfare state reform	9/05
20/2005	Gerlach, K. Stephan, G.	Tarifverträge und betriebliche Entlohnungsstrukturen published in: C. Clemens, M. Heinemann & S. Soretz (Hg.): Auf allen Märkten zu Hause, Marburg 2006, S. 123-143	11/05
21/2005	Fitzenberger, B. Speckesser, S.	Employment effects of the provision of specific professional skills and techniques in Germany published in: Empirical Economics, Vol. 32, No. 2/3 (2007), S. 529-573	11/05
22/2005	Ludsteck, J. Jacobebbinghaus, P.	Strike activity and centralisation in wage setting	12/05
1/2006	Gerlach, K. Levine, D. Stephan, G. Struck, O.	The acceptability of layoffs and pay cuts : comparing North America with Germany	1/06
2/2006	Ludsteck, J.	Employment effects of centralization in wage setting in a median voter model	2/06
3/2006	Gaggermeier, C.	Pension and children : Pareto improvement with heterogene-	2/06

		ous preferences	
4/2006	Binder, J. Schwengler, B.	Korrekturverfahren zur Berechnung der Einkommen über der Beitragsbemessungsgrenze	3/06
5/2006	Brixy, U. Grotz, R.	Regional patterns and determinants of new firm formation and survival in western Germany	4/06
6/2006	Blien, U. Sanner, H.	Structural change and regional employment dynamics	4/06
7/2006	Stephan, G. Rässler, S. Schewe, T.	Wirkungsanalyse in der Bundesagentur für Arbeit : Konzeption, Datenbasis und ausgewählte Befunde published as: Das TrEffeR-Projekt der Bundesagentur für Arbeit : die Wirkung von Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik. In: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 39, H. 3/4 (2006)	4/06
8/2006	Gash, V. Mertens, A. Romeu Gordo, L.	Are fixed-term jobs bad for your health? : a comparison of West-Germany and Spain published in: European Societies, Vol. 9, No. 3 (2007), S. 429-458	5/06
9/2006	Romeu Gordo, L.	Compression of morbidity and the labor supply of older people	5/06
10/2006	Jahn, E. J. Wagner, T.	Base period, qualifying period and the equilibrium rate of unemployment	6/06
11/2006	Jensen, U. Gartner, H. Rässler, S.	Measuring overeducation with earnings frontiers and multiply imputed censored income data	6/06
12/2006	Meyer, B. Lutz, C. Schnur, P. Zika, G.	National economic policy simulations with global interdependencies : a sensitivity analysis for Germany published in: Economic systems research, Vol. 19, No. 1 (2007), S. 37-55	7/06
13/2006	Beblo, M. Bender, S. Wolf, E.	The wage effects of entering motherhood : a within-firm matching approach	8/06
14/2006	Niebuhr, A.	Migration and innovation : does cultural diversity matter for regional R&D activity?	8/06
15/2006	Kiesl, H. Rässler, S.	How valid can data fusion be? published in: Journal of Official Statistics, (2006)	8/06
16/2006	Hujer, R. Zeiss, C.	The effects of job creation schemes on the unemployment duration in East Germany	8/06
17/2006	Fitzenberger, B. Osikominu, A. Völter, R.	Get training or wait? : long-run employment effects of training programs for the unemployed in West Germany	9/06
18/2006	Antoni, M. Jahn, E. J.	Do changes in regulation affect employment duration in temporary work agencies?	9/06
19/2006	Fuchs, J. Söhnlein, D.	Effekte alternativer Annahmen auf die prognostizierte Erwerbsbevölkerung	10/06
20/2006	Lechner, M. Wunsch, C.	Active labour market policy in East Germany : waiting for the economy to take off	11/06
21/2006	Kruppe, T.	Die Förderung beruflicher Weiterbildung : eine mikroökonomische Evaluation der Ergänzung durch das ESF-BA-Programm	11/06
22/2006	Feil, M. Klinger, S. Zika, G.	Sozialabgaben und Beschäftigung : Simulationen mit drei makroökonomischen Modellen	11/06
23/2006	Blien, U. Phan, t. H. V.	A pilot study on the Vietnamese labour market and its social and economic context	11/06
24/2006	Lutz, R.	Was spricht eigentlich gegen eine private Arbeitslosenversi-	11/06

		cherung? published in: Zeitschrift für die gesamte Versicherungswissenschaft, Jg. 96, H. 2 (2007), S. 169-208	
25/2006	Jirahn, U. Pfeifer, C. Tsertsvadze, G.	Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Modells zur Beschäftigungsförderung	11/06
26/2006	Rudolph, H.	Indikator gesteuerte Verteilung von Eingliederungsmitteln im SGB II : Erfolgs- und Effizienzkriterien als Leistungsanreiz?	12/06
27/2006	Wolff, J.	How does experience and job mobility determine wage gain in a transition and a non-transition economy? : the case of east and west Germany	12/06
28/2006	Blien, U. Kirchhof, K. Ludewig, O.	Agglomeration effects on labour demand	12/06
29/2006	Blien, U. Hirschenauer, F. Phan, t. H. V.	Model-based classification of regional labour markets : for purposes of labour market policy	12/06
30/2006	Krug, G.	Kombilohn und Reziprozität in Beschäftigungsverhältnissen : eine Analyse im Rahmen des Matching-Ansatzes	12/06
1/2007	Moritz, M. Gröger, M.	The German-Czech border region after the fall of the Iron Curtain: Effects on the labour market : an empirical study using the IAB Employment Sample (IABS)	1/07
2/2007	Hampel, K. Kunz, M. Schanne, N. Wapler, R. Weyh, A.	Regional employment forecasts with spatial interdependencies	1/07
3/2007	Eckey, H.- F. Schwengler, B. Türck, M.	Vergleich von deutschen Arbeitsmarktregionen	1/07
4/2007	Kristen, C. Granato, N.	The educational attainment of the second generation in Germany : social origins and ethnic inequality	1/07
5/2007	Jacob, M. Kleinert, C.	Does unemployment help or hinder becoming independent? : the role of employment status for leaving the parental home	1/07
6/2007	Konle-Seidl, R. Eichhorst, W. Grienberger-Zingerle, M.	Activation policies in Germany : from status protection to basic income support	1/07
7/2007	Lechner, M. Wunsch, C.	Are training programs more effective when unemployment is high?	2/07
8/2007	Hohendanner, C.	Verdrängen Ein-Euro-Jobs sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in den Betrieben?	2/07
9/2007	Seibert, H.	Frühe Flexibilisierung? : regionale Mobilität nach der Lehr- ausbildung in Deutschland zwischen 1977 und 2004	2/07
10/2007	Bernhard, S. Kurz, K.	Familie und Arbeitsmarkt : eine Längsschnittstudie zum Einfluss beruflicher Unsicherheiten auf die Familienerweiterung	2/07
11/2007	Drechsler, J. Dundler, A. Bender, S. Rässler, S. Zwick, T.	A new approach for disclosure control in the IAB Establishment Panel : multiple imputation for a better data access	2/07
12/2007	Fuchs, J. Söhnlein, D.	Einflussfaktoren auf das Erwerbspersonenpotenzial : Demografie und Erwerbsverhalten in Ost- und Westdeutschland	3/07
13/2007	Hartmann, J. Krug, G.	Verknüpfung von Befragungs- und Prozessdaten : Selektivität durch fehlende Zustimmung der Befragten?	3/07

14/2007	Baltagi, B. H. Blien, U. Wolf, K.	Phillips Curve or wage curve? : evidence from West Germany: 1980-2004	4/07
15/2007	Blien, U. Gartner, H. Stüber, H. Wolf, K.	Expensive and low-price places to live : regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany	4/07
16/2007	Jaenichen, U. Stephan, G.	The effectiveness of targeted wage subsidies for hard-to-place workers	6/07
17/2007	Fuchs, J. Weber, B.	Vollbeschäftigungsannahme und Stille Reserve : eine Sensitivitätsanalyse für Westdeutschland	6/07
18/2007	Haas, A. Damelang, A.	Labour market entry of migrants in Germany : does cultural diversity matter?	6/07
19/2007	Wachter, T. von Bender, S.	Do initial conditions persist between firms? : an analysis of firm-entry cohort effects and job losers using matched employer-employee data	6/07
20/2007	Reiter, J. P. Drechsler, J.	Releasing multiply-imputed synthetic data generated in two stages to protect confidentiality	6/07
21/2007	Damelang, A.	Räumliche Mobilität von türkischen Arbeitnehmern : eine Analyse mit der IAB-Beschäftigtenstichprobe 2001	7/07
22/2007	Pfeifer, C.	Homogene und heterogene Teilnahmeeffekte des Hamburger Kombilohnmodells : ein Vergleich von Propensity Score Matching und OLS-Regression	7/07
23/2007	Bender, S. Koch, S. Meßmann, S. Walwei, U.	Was muten sich Arbeitslose zu? : Lohnkonzessionen von ALG-II-Empfängern	7/07
24/2007	Bruckmeier, K. Schnitzlein, D.	Was wurde aus den Arbeitslosenhilfeempfängern? : eine empirische Analyse des Übergangs und Verbleibs von Arbeitslosenhilfeempfängern nach der Hartz-IV-Reform	9/07
25/2007	Büttner, T.	Ankündigungseffekt oder Maßnahmewirkung? : eine Evaluation von Trainingsmaßnahmen zur Überprüfung der Verfügbarkeit	10/07
26/2007	Brücker, H. Defoort, C.	Inequality and the (self-)selection of international migrants : theory and novel evidence	10/07
27/2007	Brücker, H. Schröder, P. J. H.	International migration with heterogeneous agents : theory and evidence	10/07
28/2007	Krug, G.	In-work benefits for low wage jobs : can additional income hinder labor market integration?	11/07
29/2007	Wolff, J. Jozwiak, E.	Does short-term training activate means-tested unemployment benefit recipients in Germany?	11/07

Stand: 15.11.2007

Impressum

IAB Discussion Paper
No. 30 / 2007

Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
der Bundesagentur für Arbeit
Regensburger Straße 104
D-90478 Nürnberg

Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

Technische Herstellung

Jutta Sebald

Rechte

Nachdruck – auch auszugsweise – nur mit
Genehmigung des IAB gestattet

Bezugsmöglichkeit

Volltext-Download dieses Discussion Paper
unter:
<http://doku.iab.de/discussionpapers/2007/dp3007.pdf>

IAB im Internet

<http://www.iab.de>

Rückfragen zum Inhalt an

Joachim Möller, Tel. 0911/179-3113,
oder E-Mail: joachim.moeller@iab.de
Marion König, Tel. 0941/9431716
oder E-Mail: Marion.Koenig@wiwi.uni-regensburg.de